

Les syndicats protègent-ils l'emploi en période de crise économique? Une expérimentation naturelle permise par la pandémie de COVID-19

Woo-Yung KIM*

Résumé. L'auteur considère la pandémie de COVID-19 comme un choc exogène et examine si les syndicats ont accepté un ajustement des salaires et du temps de travail pour protéger l'emploi de leurs membres pendant la crise économique qu'elle a déclenchée. L'analyse, réalisée à partir de données de panel portant sur la période 2018-2020 en République de Corée, montre que les salariés syndiqués avaient une probabilité 1,9 fois plus forte de conserver leur poste. Il n'y a pas de différence significative concernant l'évolution du salaire, mais le temps de travail a davantage diminué parmi les travailleurs syndiqués. L'auteur en déduit que pendant cette période les syndicats ont protégé l'emploi en réduisant le temps de travail sans jouer sur les salaires.

Mots-clés: syndicat, COVID-19, protection de l'emploi, salaires, temps de travail, analyse de panel.

1. Introduction

L'impact de la pandémie de COVID-19 sur le marché du travail a fait l'objet de multiples travaux de recherche depuis 2020. Bien que les conclusions de ces études varient selon les pays, tous les auteurs sont d'accord sur un point: les personnes vulnérables et financièrement démunies sont celles qui ont été le plus durement touchées. Ainsi, Adams-Prassl et ses coauteurs (2020) se penchent sur les effets de la pandémie en Allemagne, aux États-Unis et au Royaume-Uni et constatent que les personnes les plus exposées au risque de perdre leur emploi

* Faculté d'économie, Université nationale de Kongju, République de Corée, kwy@kongju.ac.kr. Nous remercions les participants à l'édition 2021 de la conférence sur l'enquête coréenne par panel sur le travail et le revenu (Korean Labor and Income Panel Study, KLIPS) et à l'édition 2022 du séminaire japonais d'économie appliquée. Il remercie aussi les deux évaluateurs anonymes pour leurs commentaires constructifs.

Les articles paraissant dans la *Revue internationale du Travail* n'engagent que leurs auteurs, de même que les désignations territoriales qui y sont utilisées, et leur publication ne signifie pas que l'OIT souscrit aux opinions qui y sont exprimées.

Titre original: «Do Unions Provide Employment Protection in Times of Economic Crisis? A Natural Experiment of COVID-19» (*International Labour Review*, vol. 162, n° 4). Traduit par Isabelle Croix. Également disponible en espagnol (*Revista Internacional del Trabajo*, vol. 142, n° 4).

© Auteur, 2023.

© Compilation et traduction des articles: Organisation internationale du Travail, 2023.

en raison de la crise sont celles qui avaient des difficultés à télétravailler, celles qui avaient un niveau d'études plus faible et les femmes. Apouey et ses coauteurs (2020) s'intéressent à la situation des travailleurs précaires en France au début de la pandémie et concluent que, d'après leurs déclarations, les chauffeurs à la demande ont subi une perte de revenu supérieure à celle des autres travailleurs. De même, Béland, Brodeur et Wright (2020) constatent qu'aux États-Unis la pandémie a eu des retombées négatives sur l'emploi des jeunes, la population hispanique et les personnes dont le niveau d'études est faible. Caselli et ses coauteurs (2020) observent qu'en Espagne, en Italie et au Portugal les confinements ont accru les inégalités entre hommes et femmes et entre les générations, notamment parce qu'ils ont réduit la mobilité des femmes et des jeunes. D'autres auteurs ont examiné les effets du COVID-19 sur le marché du travail des pays en développement (Koczan, 2020; Gerard, Imbert et Orkin, 2020).

Si les retombées de la pandémie sur l'emploi ont été amplement étudiées, rares sont les travaux qui portent sur le rôle des syndicats pendant la crise économique qu'elle a provoquée. Lemieux et ses coauteurs (2020) ne se concentrent pas sur cette question, mais observent qu'au Canada, au début de la pandémie, les pertes d'emplois ont été plus nombreuses dans les secteurs d'activité où le taux de syndicalisation était faible. D'après McNicholas, Shierholz et Poydock (2021), aux États-Unis le taux de syndicalisation a augmenté parce que la sécurité de l'emploi était plus grande dans les entreprises où un syndicat était en place. Les autrices montrent que la progression du taux de syndicalisation observée en 2020 s'explique pour partie (à hauteur de 46,5 pour cent) par un effet de composition imputable à la pandémie – les pertes d'emplois variant en fonction du taux de syndicalisation des différents secteurs d'activité¹ – et pour partie (53,5 pour cent) par un effet d'intensité – à savoir qu'au sein d'un même secteur les travailleurs syndiqués ont été moins nombreux à perdre leur emploi que les travailleurs non syndiqués. Dans la même veine, Béland, Brodeur et Wright (2020) constatent qu'aux États-Unis, au début de la pandémie, le taux de chômage était plus faible parmi les travailleurs syndiqués que parmi leurs collègues non syndiqués. On peut en déduire soit que les travailleurs syndiqués sont parvenus à conserver leur emploi grâce à un pouvoir de négociation plus fort, soit qu'ils étaient plus susceptibles de travailler dans des secteurs essentiels comme ceux de la santé et de l'action sociale. Dans un autre registre, Firouzi-Naeim et Rahimzadeh (2020) cherchent à savoir si la capacité des syndicats à contenir la propagation du COVID-19 a essentiellement reposé sur leur fonction en tant que «canal d'expression» au sens où l'entendent Freeman et Medoff (1984). À partir de données recueillies au niveau des États aux États-Unis, les auteurs constatent qu'une augmentation du taux de syndicalisation local est allée de pair avec une diminution du nombre total de cas de COVID-19. Dans une étude plus récente, Vo Thanh et ses coauteurs (2022) expliquent que les syndicats ont contribué à réduire l'insécurité de l'emploi perçue parmi les employés d'hôtel, particulièrement exposés au risque de contracter le virus.

¹ Les secteurs d'activité dans lesquels les travailleurs sont peu syndiqués, comme ceux du voyage et de l'hôtellerie, sont ceux où les destructions d'emplois ont été le plus nombreuses pendant la pandémie, tandis que les secteurs où le taux de syndicalisation est plus élevé sont ceux qui ont perdu le moins d'emplois.

Ces études portent certes sur l'influence des syndicats sur la situation professionnelle des travailleurs pendant la crise sanitaire, mais elles reposent principalement sur l'analyse de données *agrégées* au niveau d'un pays ou d'un État. De plus, leurs auteurs constatent l'existence d'une corrélation plutôt que d'une relation de cause à effet entre syndicalisation et situation professionnelle. En d'autres termes, ils n'observent pas directement si des travailleurs en particulier, syndiqués ou non, ont perdu leur emploi ou ont vu leur salaire ou leur durée de travail diminuer après la survenue de la pandémie. Ils comparent tout simplement les taux d'emploi avant et après la pandémie, sans qu'il soit possible d'en tirer des conclusions quant à la capacité des syndicats à garantir la sécurité de l'emploi. Tirer des conclusions sur ce point suppose d'utiliser des données de panel permettant de suivre l'évolution de la situation professionnelle des travailleurs entre deux dates – l'une antérieure à l'arrivée de la pandémie et l'autre postérieure –, et en particulier de savoir s'ils ont conservé le même poste. C'est pourquoi nous faisons appel ici à l'enquête coréenne par panel sur le travail et le revenu (Korean Labor and Income Panel Study ou KLIPS), qui est une enquête longitudinale conduite auprès d'un échantillon représentatif d'individus et ménages coréens, afin d'examiner l'influence exercée par la syndicalisation sur l'emploi, les salaires et le nombre d'heures travaillées.

On sait que les syndicats peuvent avoir recours à la négociation de compromis, c'est-à-dire renoncer à des hausses de salaire ou accepter une réduction du temps de travail en contrepartie d'une protection du personnel contre les licenciements quand l'entreprise est en difficulté financière (Craft, Labovitz et Abboushi, 1985; Roche, Teague et Coughlan, 2015; Ivlevs et Veliziotis, 2017). L'utilisation de cette stratégie peut toutefois être difficile à repérer, en particulier parce que la situation financière d'une entreprise n'est pas nécessairement exogène: lorsque les syndicats ont un pouvoir de négociation monopolistique, leur action peut peser sur la productivité et les profits de l'entreprise et la mettre en difficulté financière (Clark, 1984; Warren, 1985). Ebell et Ritschl (2008) vont jusqu'à avancer que la Grande Dépression qu'ont connue les États-Unis dans les années 1930 était la conséquence d'un renforcement du pouvoir de négociation collective de syndicats en situation de monopole. Il peut donc être difficile de déterminer si l'évolution de la situation financière d'une entreprise (et par conséquent de la situation professionnelle de son personnel) est la résultante d'un choc économique ou de l'action des syndicats.

Quoi qu'il en soit, que l'on se place du point de vue des entreprises ou des syndicats, la pandémie de COVID-19 et la crise économique qu'elle a déclenchée sont des chocs strictement exogènes. En conséquence, l'étude de la réaction des syndicats à ce choc offre une bonne occasion de comprendre le rôle qu'ils jouent quand des entreprises se heurtent à des difficultés financières exogènes. De surcroît, dans le cas de la République de Corée, la plupart des syndicats sont des syndicats d'entreprise, ce qui signifie qu'une comparaison de la situation professionnelle des travailleurs syndiqués avec celle de leurs collègues non syndiqués permettra d'observer comment, en période de crise, les syndicats agissent pour protéger l'emploi de leurs membres *au sein de l'entreprise*.

Nous nous appuyons sur des données de la KLIPS portant sur la période 2018-2020 pour examiner l'influence des syndicats sur l'emploi, les salaires et le

temps de travail en République de Corée pendant la pandémie. En plus de fournir des données de panel, la KLIPS donne accès à des informations détaillées sur la situation professionnelle des individus et sur leur syndicalisation entre 2018 et 2020. Dans la deuxième partie de cet article, nous évaluons l'influence des syndicats sur l'emploi, les salaires et le temps de travail de leurs membres pendant la pandémie en comparant la situation professionnelle des travailleurs avant (2018-2019) et après la survenue de la pandémie (2020) selon qu'ils étaient syndiqués ou non. Dans la troisième partie, nous estimons les équations concernant le maintien dans le poste, la variation des salaires et l'évolution du temps de travail au moyen de modèles à effets fixes et de modèles à effets aléatoires. Dans la quatrième partie, consacrée à la discussion, nous comparons les résultats de ces premières estimations avec ceux obtenus en retenant le taux de couverture par les conventions collectives au lieu du taux de syndicalisation, de même qu'avec des estimations similaires réalisées à partir de données se rapportant à la période de la crise financière mondiale de 2007-2009. Enfin, nous tenons compte de l'incidence sur le maintien dans le poste, les salaires et la durée de travail des aides publiques introduites pour amortir l'impact de la pandémie. Dans la cinquième partie, nous présentons nos conclusions et proposons des pistes pour de futurs travaux de recherche.

2. Évolution de l'emploi, des salaires et du temps de travail entre 2018 et 2020

2.1. Ensemble des travailleurs

La pandémie de COVID-19 survenue en 2020 a frappé de plein fouet le marché du travail coréen. Dans cette partie, nous faisons appel à des données de la KLIPS² se rapportant à la période 2018-2020 pour décrire son impact sur l'emploi, les salaires et le temps de travail pour les segments syndiqué et non syndiqué du marché du travail. Le tableau 1 présente le nombre de travailleurs, le temps de travail hebdomadaire et les salaires horaires au cours de la période 2018-2020 selon que les salariés sont ou non syndiqués. En toute logique, entre 2019 et 2020, le nombre de salariés employés en République de Corée a diminué, en l'occurrence de 0,6 pour cent, alors qu'il avait progressé de 2,1 pour cent entre 2018 et 2019. Cette baisse concerne à la fois les travailleurs syndiqués et les travailleurs non syndiqués, même si elle est un peu plus marquée parmi les travailleurs syndiqués. Toutefois, cette évolution pourrait aussi être imputable à des différences de caractéristiques individuelles et à des différences entre secteurs d'activité et professions, si bien qu'il serait hâtif d'en conclure que les travailleurs syndiqués ont été plus nombreux à perdre leur emploi que les autres au cours de cette période.

² Il aurait aussi été possible d'employer l'enquête coréenne sur la population économiquement active (Korean Economically Active Population Survey ou EAPS) pour mesurer l'évolution de l'emploi. Toutefois, l'EAPS contient des données transversales et ne renseigne pas sur l'affiliation ou non à un syndicat, raison pour laquelle nous avons préféré utiliser la KLIPS. Le taux de croissance de l'emploi rémunéré entre 2019 et 2020 s'est établi à -0,6 pour cent d'après la KLIPS (tableau 1), et à -0,5 pour cent d'après l'EAPS, soit une baisse similaire.

Tableau 1. Nombre de salariés, nombre d'heures travaillées et salaires, en fonction de l'affiliation ou non à un syndicat (2018-2020)

Année	Nombre de salariés (1000)			Nb. hebdomadaire d'heures travaillées			Salaires horaires (en milliers KRW)			Taux de syndicalisation (%)
	Syndiqué	Non syndiqué	Total	Syndiqué	Non syndiqué	Total	Syndiqué	Non syndiqué	Total	
2018	1 786	17 495	19 281	41,5	41,0	41,0	22,0	14,7	15,5	11,8
2019	2 000	17 685	19 686	41,6	40,2	40,3	21,8	15,1	15,9	12,5
2020	1 984	17 579	19 563	41,2	39,8	39,9	22,1	15,9	16,6	14,2
2018-2019 (%)	12,0	1,1	2,1	0,2	-2,0	-1,7	-0,9	2,7	2,6	5,9
2019-2020 (%)	-0,8	-0,6	-0,6	-1,0	-1,0	-1,0	1,4	5,3	4,4	13,6

Notes: Les données de la KLIPS sont pondérées pour l'échantillon correspondant à 2018. Les mentions «syndiqués» et «non syndiqués» indiquent s'il y a ou non affiliation à un syndicat. Le salaire horaire est calculé au moyen de la formule suivante: salaire mensuel/(nombre hebdomadaire d'heures travaillées x 4,33).

Source: Données de la KLIPS (2018-2020); les données sur le taux de syndicalisation proviennent du ministère coréen de l'Emploi et du Travail.

Le nombre hebdomadaire d'heures travaillées ayant lui aussi décliné entre 2019 et 2020, l'apport total de main-d'œuvre (qui s'obtient en multipliant le nombre de salariés par le nombre d'heures travaillées) a diminué sous l'effet de la pandémie. À noter que la diminution de la durée du travail a été supérieure à celle des effectifs. Lemieux et ses coauteurs (2020) constatent le même phénomène dans le cas du Canada: au début de la pandémie de COVID-19, les entreprises ont réagi à la baisse de la demande en jouant davantage sur la durée du travail que sur les effectifs. Les données de la KLIPS révèlent qu'entre 2019 et 2020 le nombre d'heures travaillées par les salariés, syndiqués comme non syndiqués, a diminué d'environ 1 pour cent. Le segment syndiqué n'a donc apparemment pas eu davantage recours à la réduction du temps de travail pour éviter des licenciements que le segment non syndiqué.

Entre 2019 et 2020, le salaire horaire a augmenté d'environ 1,4 pour cent dans le segment syndiqué, contre 5,3 pour cent dans le segment non syndiqué. Les effectifs ayant davantage régressé dans le segment syndiqué au cours de cette période, on ne peut pas en déduire que les syndicats aient limité les revendications salariales pour que leurs membres ne perdent pas leur emploi. Néanmoins, si le salaire horaire avait autant augmenté que dans le segment non syndiqué, les pertes d'emplois auraient été plus nombreuses. L'hypothèse selon laquelle il aurait pu y avoir des négociations de compromis entre syndicats et employeurs ne peut donc pas être totalement écartée.

Enfin, d'après nos données, en République de Corée, le taux de syndicalisation a progressé de 13,6 pour cent entre 2019 et 2020, soit une hausse similaire à celle observée aux États-Unis au cours de la même période (McNicholas, Shierholz et Poydock, 2021). Il s'agit d'une hausse plus forte que celle constatée en 2018-2019 (qui était de 5,9 pour cent), ce qui pourrait être le signe d'un besoin plus grand de protection syndicale pendant la pandémie.

2.2. Présentation des travailleurs en fonction de leurs caractéristiques démographiques, de leur secteur d'activité et de leur profession

Le tableau 2 présente l'évolution du nombre de salariés, du nombre hebdomadaire d'heures travaillées et du salaire horaire entre 2019 et 2020 en fonction de diverses caractéristiques démographiques, du secteur d'activité, de la profession, et selon que les salariés sont syndiqués ou non. Globalement, les femmes sont plus nombreuses que les hommes à avoir perdu leur emploi durant la pandémie, et les pertes d'emplois ont majoritairement concerné celles qui n'étaient pas syndiquées. En revanche, du côté des hommes, les pertes d'emplois ont été concentrées dans le segment syndiqué. Deux hypothèses peuvent être avancées pour expliquer cette différence. Premièrement, il est possible que les femmes aient été plus protégées que les hommes par les syndicats pendant cette période. Deuxièmement, la différence pourrait s'expliquer par le fait que les femmes étaient employées dans des secteurs où l'emploi a progressé en raison de la crise sanitaire, comme celui de la santé ou de l'action sociale. De fait, d'après le tableau 2, le nombre de travailleurs syndiqués a augmenté de 25,6 pour cent dans ce secteur. Nous revenons sur ce point lorsque nous estimons le taux de maintien dans le poste pour les hommes et pour les femmes en neutralisant les effets des caractéristiques individuelles et des caractéristiques du poste de travail.

Pour ce qui est du temps de travail, entre 2019 et 2020, les hommes syndiqués ont vu leur nombre hebdomadaire d'heures travaillées diminuer de 1,6 pour cent, tandis que les femmes syndiquées ont vu leur durée hebdomadaire de travail augmenter de 0,4 pour cent. Ces tendances sont inversées pour la main-d'œuvre masculine et féminine non syndiquée. L'ajustement de l'emploi total³ a davantage touché les hommes syndiqués que les autres, tandis qu'il a plus pénalisé les femmes non syndiquées que leurs collègues syndiquées. Dans le même temps, entre 2019 et 2020, le salaire horaire a progressé de 1,8 pour cent pour les salariés syndiqués, hommes et femmes, de 5 pour cent pour les hommes non syndiqués et de 4,3 pour cent pour les femmes non syndiquées. Il est permis d'en déduire que les syndicats ont opté pour la modération salariale afin d'éviter des licenciements.

En République de Corée comme dans beaucoup d'autres pays, ce sont les jeunes de 15 à 29 ans qui ont payé le plus lourd tribut à la pandémie. Au sein de cette classe d'âge, l'emploi a diminué de 3,3 pour cent, mais les destructions d'emplois ont surtout concerné le segment non syndiqué. En réalité, l'emploi des jeunes syndiqués a même progressé de 19,3 pour cent. Parmi les 30-54 ans, l'emploi a davantage reculé au sein de la main-d'œuvre syndiquée que dans le segment non syndiqué, tandis que l'inverse est vrai concernant le nombre d'heures travaillées. Pour les travailleurs de 55 ans et plus, l'emploi a progressé entre 2019 et 2020. Ce phénomène est cependant connu en République de Corée, où les pouvoirs publics ont créé des postes financés sur fonds publics pour les

³ L'évolution de l'emploi total correspond à la somme de l'évolution du nombre de travailleurs et de l'évolution du temps de travail.

Tableau 2. Évolution du nombre de salariés, du nombre hebdomadaire d'heures travaillées et du salaire pour diverses catégories de travailleurs et selon l'affiliation ou non à un syndicat (2019-2020)

	Évolution du nb. de salariés (%)			Évolution du nb. d'heures travaillées (%)			Évolution du salaire horaire (%)			Taux de syndicalisation (%)
	Syndiqué	Non syndiqué	Total	Syndiqué	Non syndiqué	Total	Syndiqué	Non syndiqué	Total	
Hommes	-2,3	0,1	-0,2	-1,6	-0,9	-1,0	1,8	5,0	4,3	12,2
Femmes	2,9	-1,5	-1,2	0,4	-1,1	-1,0	1,8	4,3	4,1	7,2
15-29 ans	19,3	-4,8	-3,3	-1,9	-0,9	-0,9	5,2	5,1	5,5	8,0
30-54 ans	-3,8	-0,9	-1,3	-0,5	-1,2	-1,1	0,7	3,8	3,1	12,1
55 ans et plus	0,2	3,1	2,9	-3,1	0,0	-0,3	7,9	8,3	8,0	6,7
Travailleurs réguliers	-0,4	0,2	0,1	-1,3	-1,1	-1,1	0,9	5,6	4,7	13,1
Travailleurs atypiques	-18,2	-2,7	-2,9	5,4	-1,0	-1,0	18,9	-1,0	-0,9	0,9
Agriculture	12,6	-15,1	-13,0	0,0	0,0	0,1	6,7	34,5	30,2	9,7
Activités de fabrication	1,1	-1,3	-0,9	-1,0	-1,1	-1,1	4,5	6,2	5,9	16,6
Production et distribution d'électricité, de gaz et d'eau	13,1	8,1	10,1	-0,7	-3,5	-2,3	0,2	6,9	3,7	41,6
Construction	-37,6	0,6	-0,6	1,5	-1,1	-1,0	4,5	5,6	5,1	2,0
Commerce de gros et de détail	16,2	-4,2	-3,5	-3,0	-2,2	-2,2	-10,4	8,0	7,3	3,7
Activités d'hébergement et de restauration	-24,9	-10,6	-10,9	-9,2	-0,9	-1,1	4,3	5,2	4,9	1,5
Transport et télécommunications	-6,4	-3,5	-4,3	-2,5	0,3	-0,6	2,9	4,7	3,8	26,5
Activités financières et immobilières	-4,6	-3,4	-3,5	-1,0	-0,4	-0,5	-9,5	7,7	4,2	12,0
Services aux entreprises	-6,2	2,9	2,5	-1,8	-0,8	-0,9	0,9	-0,5	-0,4	4,1
Administrations publiques	-2,6	4,2	3,1	-0,1	-0,2	-0,3	2,3	4,6	4,1	15,5
Éducation	-19,7	3,0	0,0	1,2	-0,7	-0,7	3,1	1,9	1,5	10,7
Santé et action sociale	25,6	2,2	3,6	-0,1	-0,7	-0,5	2,2	5,9	6,3	7,5
Arts	23,7	-11,0	-8,5	-1,0	1,8	1,6	-4,3	4,8	4,9	9,5
Autres activités de services	28,2	7,0	8,3	-2,8	2,6	2,2	11,5	-0,1	1,2	7,1
Directeurs, cadres de gestion et dirigeants	55,9	-11,0	-8,1	-2,1	-3,6	-3,4	-14,2	7,7	6,1	7,3
Professions intellectuelles et scientifiques	-6,0	1,5	0,8	1,1	-0,7	-0,6	-0,5	4,0	3,2	8,2
Employés de soutien administratif	0,2	-2,3	-2,0	0,0	-0,5	-0,4	1,4	3,4	3,1	15,0
Travailleurs des services	7,1	-1,2	-0,8	-1,9	0,2	0,0	1,4	5,8	5,5	5,4
Travailleurs de la vente	29,4	-7,3	-6,6	-3,4	-2,8	-2,8	-17,7	5,2	4,7	2,6
Travailleurs qualifiés	-3,7	2,1	1,2	-2,9	-0,2	-0,7	4,9	6,9	6,1	15,2
Travailleurs non qualifiés	9,0	-2,1	-1,7	-3,0	-2,8	-2,7	7,9	4,8	5,2	4,5

Notes: Les chiffres utilisés concernant l'affiliation à un syndicat se rapportent à 2020. Le salaire horaire est calculé au moyen de la formule suivante: salaire mensuel/(nombre hebdomadaire d'heures travaillées x 4,33). Les coefficients de pondération utilisés dans les calculs proviennent tous de la KLIPS.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

seniors durant la pandémie. À noter toutefois que la durée du travail a diminué au sein de ce groupe, tandis que le salaire horaire a augmenté.

L'évolution de l'emploi et du salaire horaire des travailleurs réguliers et des travailleurs atypiques est conforme aux prédictions générales: l'emploi et le taux de croissance du salaire horaire ont moins diminué parmi les travailleurs réguliers du segment syndiqué que parmi les travailleurs atypiques, tandis que la durée du travail a davantage régressé. On pourrait en déduire que les syndicats ont accepté une réduction de la durée du travail et une modération des salaires pour protéger les travailleurs réguliers.

Pour ce qui est de la branche d'activité, dans les activités de fabrication, le segment syndiqué a perdu moins d'emplois, mais a enregistré une progression plus faible du salaire horaire que le segment non syndiqué. Il en va de même dans la production et la distribution d'électricité, de gaz et d'eau. À l'inverse, dans la plupart des activités de services (exception faite de la santé et de l'action sociale, des arts et des autres activités de service), le nombre de salariés et la durée du travail ont plus diminué au sein du segment syndiqué que dans le segment non syndiqué. En somme, il ressort de nos résultats que la pandémie a eu des conséquences plus négatives sur l'emploi dans les activités de services que dans les activités de fabrication.

Enfin, s'agissant de la profession, les emplois les plus touchés par la pandémie sont les emplois de directeurs (-8,1 pour cent) et de travailleurs de la vente (-6,6 pour cent). Toutefois, dans ces professions, l'emploi a augmenté entre 2019 et 2020 dans le segment syndiqué, tandis qu'il a beaucoup diminué dans le segment non syndiqué. Nous n'observons pas de différence significative entre segment syndiqué et segment non syndiqué en ce qui concerne l'évolution de la durée du travail. En revanche, dans ces professions, le salaire a sensiblement décliné pour la main-d'œuvre syndiquée.

3. Maintien dans le poste, salaires et durée du travail pendant la pandémie de COVID-19

3.1. Évolution du taux de maintien dans le poste en fonction de l'affiliation ou non à un syndicat

Dans cette partie, nous examinons la variation du taux de maintien dans le poste entre 2018 et 2019. Nous faisons appel à la cohorte 2018 de la KLIPS pour constituer un panel sur deux périodes successives et utilisons cet échantillon pour analyser l'évolution de la probabilité de perdre ou de conserver son poste de travail. Le tableau 3 présente les taux de maintien dans le poste et de maintien dans l'emploi en 2018-2019 et 2019-2020, ventilés entre travailleurs syndiqués et non syndiqués⁴.

⁴ Le taux de maintien dans le poste se définit ici comme la probabilité, pour les travailleurs, de conserver le même poste, tandis que le taux de maintien dans l'emploi renvoie à la probabilité d'être maintenu dans l'emploi, au même poste de travail ou non. Par définition, le taux de maintien dans l'emploi est toujours supérieur au taux de maintien dans le poste.

Tableau 3. Taux de maintien dans le poste et de maintien dans l'emploi selon l'affiliation ou non à un syndicat (2018-2020)

		2018-2019 (A)	2019-2020 (B)	B-A
		%	%	Points de pourcentage
Taux de maintien dans le poste	Total	85,0	82,0	-3,0
	Syndiqué	94,5	95,9	1,4
	Non syndiqué	84,1	80,6	-3,5
Taux de maintien dans l'emploi	Total	92,0	89,8	-2,2
	Syndiqué	96,3	97,3	1,0
	Non syndiqué	91,6	89,1	-2,5

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

D'après la partie supérieure du tableau 3, la probabilité des travailleurs de conserver leur poste est passée de 85 pour cent en 2018-2019 à 82 pour cent en 2019-2020, soit une diminution du taux de maintien dans le poste de 3 pour cent pour l'ensemble des salariés pendant cette phase de la pandémie. À noter qu'en 2019-2020 le pourcentage de travailleurs maintenus en poste a progressé de 1,4 point parmi les travailleurs syndiqués, alors qu'il a diminué de 3,5 points parmi leurs homologues non syndiqués. La moitié inférieure du tableau 3 montre qu'en 2019-2020 le taux de maintien dans l'emploi a progressé de 1 point de pourcentage parmi les travailleurs syndiqués, tandis qu'il a régressé de 2,5 points parmi les non-syndiqués.

Nous estimons ensuite la probabilité de maintien dans le poste au moyen d'un modèle logit. Si un travailleur en poste en $t - 1$ et occupant le même poste en t en retire une utilité nette égale à $y_{it|poste_{t-1}=1}^*$, l'équation qui permet d'estimer la probabilité de maintien dans l'emploi peut s'écrire ainsi:

$$\begin{aligned}
 poste_{it} &= 1 \text{ si } y_{it|poste_{t-1}=1}^* = \beta_t U_{it-1} + X_{it-1} \Gamma_t + \varepsilon_{it} > 0, & t = 2019, 2020 \\
 &= 0 \text{ dans le cas contraire}
 \end{aligned}
 \quad (1)$$

où U_{it-1} indique que l'individu i est syndiqué en $t - 1$ et X_{it-1} englobe des variables fictives représentant le sexe, l'âge, le niveau d'études, la situation matrimoniale, le caractère permanent ou temporaire de l'emploi, le secteur d'activité et la profession. Si le terme d'erreur (ε_{it}) de l'équation (1) est distribué selon une loi des valeurs extrêmes, il est possible d'utiliser le modèle logit pour estimer l'équation (1). En revanche, l'estimation de l'équation peut être problématique en présence d'une corrélation entre la variable fictive qui indique si l'individu est ou non syndiqué et l'hétérogénéité non observée des travailleurs. En d'autres termes, un problème d'autosélection peut se poser – nous y revenons plus loin, lorsque nous estimons la probabilité de maintien dans le poste au moyen d'un modèle logit à effets aléatoires.

Tableau 4. Résultats de l'estimation logit pour le taux de maintien dans le poste (2018-2020)

Variables	2018-2019		2019-2020	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Syndicat	2,187**	(0,356)	3,687**	(0,672)
Sexe féminin	0,790**	(0,059)	0,740**	(0,052)
30-44 ans	1,607**	(0,186)	1,460**	(0,166)
45-54 ans	2,103**	(0,297)	1,836**	(0,247)
55 ans et plus	1,488**	(0,224)	1,407**	(0,200)
Enseignement secondaire	0,972	(0,099)	1,088	(0,106)
Études supérieures non universitaires (2-3 ans)	1,145	(0,158)	1,099	(0,139)
Études universitaires (4 ans)	1,256*	(0,170)	1,203	(0,150)
Marié	1,402**	(0,141)	1,261**	(0,123)
Autre situation matrimoniale	1,114	(0,150)	0,982	(0,126)
Régulier	2,006**	(0,160)	1,832**	(0,135)
Constante	1,438	(0,611)	2,875**	(1,308)
Secteur d'activité	var. incluses		var. incluses	
Profession	var. incluses		var. incluses	
Log-pseudo-vraisemblance	-3471,8575		-3783,9334	
Observations	8710		8671	

* Statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent. ** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Note: Les coefficients correspondent aux *odds ratios*. Treize variables fictives relatives au secteur d'activité et six variables fictives relatives à la profession sont incluses dans les estimations.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

Les résultats de l'estimation de l'équation (1) sont présentés dans le tableau 4. Les coefficients indiqués représentent l'*odds ratio* de la probabilité de conserver le même poste de travail. Ils montrent qu'en 2018-2019 les travailleurs syndiqués étaient 2,2 fois plus susceptibles que leurs collègues non syndiqués de garder leur travail, et que cette probabilité a sensiblement augmenté pendant la pandémie (3,7). Les syndicats semblent donc avoir aidé leurs adhérents à conserver leur emploi durant la crise sanitaire. Les signes des coefficients associés aux autres covariables ne s'écartent pas des prédictions générales: comparativement aux hommes, les femmes avaient 0,8 fois moins de chances de conserver le même poste en 2018-2019. Ce chiffre a légèrement diminué en 2019-2020 (0,7), mais la différence n'est pas significative. Les coefficients associés aux variables d'âge révèlent l'existence d'une relation en U inversé entre la probabilité de maintien dans le poste et l'âge. Les différences de niveau d'études n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité de maintien dans le poste, sauf dans le cas des titulaires d'un diplôme universitaire, qui avaient 1,3 fois plus de chances que les membres du groupe de référence (niveau d'études inférieur à l'enseignement secondaire) de conserver leur poste en 2018-2019. En revanche, il n'est pas observé de différence statistiquement significative en 2019-2020. Les couples mariés et les travailleurs réguliers sont plus susceptibles d'avoir conservé leur poste que les célibataires dans le premier cas et que les travailleurs

atypiques dans le second, mais les coefficients associés à ces variables diminuent en 2019-2020.

Comme indiqué plus haut, l'équation (1) comporte une limite parce qu'elle ne tient pas compte du fait que la décision de s'affilier à un syndicat peut dépendre de l'hétérogénéité individuelle non observée. Pour y remédier, nous regroupons les données se rapportant à 2018-2019 et à 2019-2020 pour estimer un modèle logit à effets aléatoires. Pour inclure l'hétérogénéité non observée des travailleurs et tester l'effet supplémentaire de l'adhésion à un syndicat en 2020, nous modifions l'équation (1) comme suit:

$$\text{poste}_{it} = 1 \text{ si } y_{it|\text{poste}_{t-1}=1}^* = \alpha U_{it-1} + \beta U_{it-1} y_{2020} + \gamma y_{2020} + X_{it-1} \Gamma + v_i + \eta_{it} > 0 \quad (2)$$

= 0 dans le cas contraire

où y_{2020} correspond à une variable fictive indiquant l'année et est égale à 1 s'il y a eu changement de poste en 2019-2020 et à 0 dans le cas contraire, et où v_i représente l'hétérogénéité individuelle non observée. Nous incluons le terme d'interaction $U_{it-1} y_{2020}$ pour évaluer si les syndicats ont fourni une protection supplémentaire en 2019-2020. Pour estimer l'équation (2), il est possible d'utiliser soit un modèle logit à effets fixes, soit un modèle logit à effets aléatoires. Le recours à un modèle à effets fixes prive cependant d'un grand nombre d'observations, parce que seules les observations pour lesquelles il y a un changement d'état sont conservées (Chamberlain, 1980). Ici, comme le montre le tableau 3, plus de 80 pour cent des travailleurs conservent leur poste, ce qui signifie que l'estimation d'un modèle logit à effets fixes ampute largement l'échantillon. Notre objectif étant de surcroît d'évaluer la probabilité des travailleurs de conserver leur poste, nous utilisons un modèle logit à effets aléatoires pour estimer l'équation (2), dans laquelle nous supposons que v_i est normalement distribué.

Le tableau 5 présente cette probabilité, estimée au moyen d'un modèle logit à effets aléatoires. Pour évaluer si l'effet de l'affiliation à un syndicat varie selon le sexe, nous avons divisé l'échantillon en séparant les hommes et les femmes. Hommes et femmes confondus, les salariés syndiqués sont 2,2 fois plus susceptibles que leurs collègues non syndiqués de conserver leur poste. Par ailleurs, cette probabilité est 0,7 fois plus faible en 2019-2020 qu'en 2018-2019, ce qui est conforme aux attentes. En 2019-2020, les travailleurs syndiqués ont 1,9 fois plus de chances de conserver leur poste que les non-syndiqués. Ces résultats révèlent que, pendant la pandémie, les syndicats ont davantage protégé leurs adhérents.

Même si la division de l'échantillon entre hommes et femmes n'aboutit pas à des résultats qualitativement différents de ceux obtenus pour l'ensemble des salariés, l'effet protecteur du syndicat est plus fort pour les femmes que pour les hommes. Le retournement de la conjoncture économique survenu en 2020 réduit les chances de maintien dans le poste: les hommes sont 0,72 fois moins susceptibles de conserver leur poste qu'avant le tassement de l'activité et les femmes 0,65 fois mais, lorsque les femmes sont syndiquées, elles ont 2,2 fois plus de chances de rester à leur poste que leurs collègues non syndiquées, contre 1,7 fois seulement pour les hommes syndiqués comparativement à leurs collègues non

Tableau 5. Résultats de l'estimation logit à effets aléatoires pour le taux de maintien dans le poste (2018-2020)

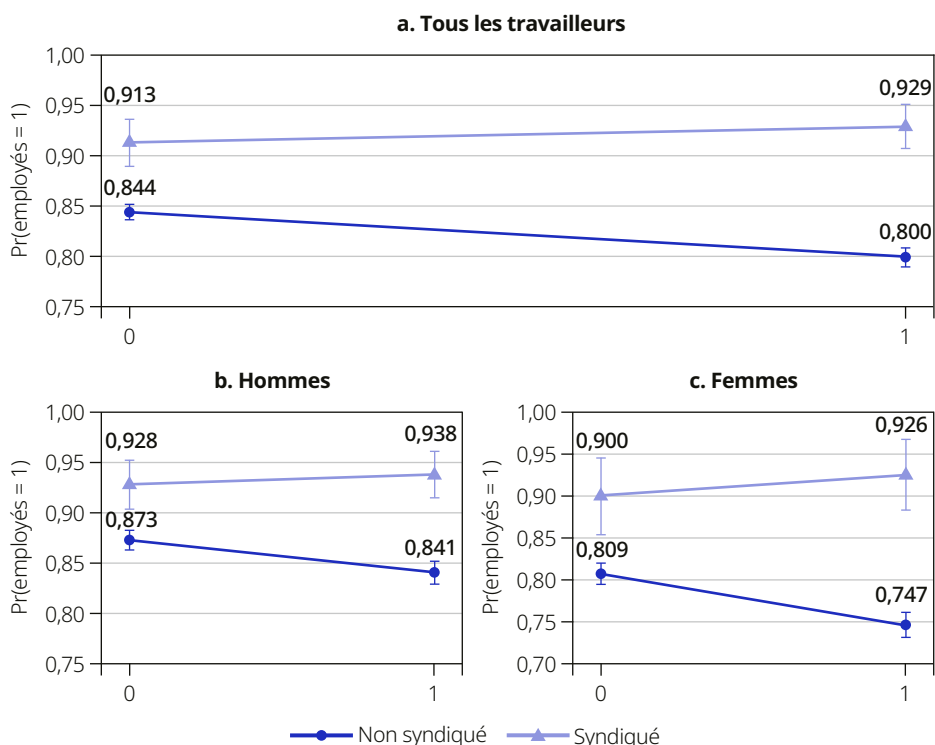
Variables	Tous les travailleurs		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Syndicat	2,218**	(0,396)	2,165**	(0,493)	2,433**	(0,727)
Année 2020	0,681**	(0,035)	0,716**	(0,054)	0,651**	(0,046)
Syndicat.année 2020	1,898**	(0,486)	1,691*	(0,537)	2,212*	(0,989)
Femme	0,713**	(0,045)	-	-	-	-
30-44 ans	1,616**	(0,162)	1,902**	(0,280)	1,494**	(0,214)
45-54 ans	2,173**	(0,256)	2,163**	(0,373)	2,380**	(0,399)
55 ans et plus	1,477**	(0,185)	1,235	(0,223)	1,882**	(0,338)
Enseignement secondaire	1,041	(0,092)	1,143	(0,155)	1,031	(0,122)
Études supérieures non universitaires (2-3 ans)	1,130	(0,128)	1,324*	(0,223)	1,022	(0,161)
Études universitaires (4 ans)	1,279**	(0,142)	1,447**	(0,234)	1,118	(0,174)
Marié	1,428**	(0,122)	1,937**	(0,229)	1,010	(0,132)
Autre situation matrimoniale	1,077	(0,124)	1,376*	(0,256)	0,734*	(0,117)
Régulier	2,219**	(0,150)	2,308**	(0,253)	2,039**	(0,175)
Constante	2,659**	(0,996)	3,622**	(2,000)	1,754	(1,257)
Secteur d'activité	13 variables fictives incluses		13 variables fictives incluses		13 variables fictives incluses	
Profession	6 variables fictives incluses		6 variables fictives incluses		6 variables fictives incluses	
Insig2u	1,271**	(0,198)	1,601**	(0,319)	1,007**	(0,251)
Observations	17381		9782		7573	
Nombre de groupes	9873		5455		4403	

* Statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent. ** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Notes: Les coefficients correspondent aux *odds ratios*. Treize variables fictives relatives au secteur d'activité et six variables fictives relatives à la profession sont incluses dans les estimations. Insig2u correspond à l'estimation de la variance en log du terme d'erreur individuel spécifique.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

Figure 1. Probabilité de maintien dans le poste selon l'affiliation ou non à un syndicat et selon l'année (2018-2019, 2019-2020)



Notes: Sur l'axe vertical, 0 = 2018-2019 et 1 = 2019-2020. Marges prédictives avec un intervalle de confiance de 90 pour cent.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

syndiqués. Il semble donc que, pendant la pandémie, les femmes syndiquées aient été plus protégées par les syndicats que les hommes syndiqués⁵.

La figure 1 présente la probabilité de conserver son poste selon l'affiliation ou non à un syndicat et selon l'année. Elle met clairement en évidence l'impact positif des syndicats sur le maintien en poste de leurs adhérents: en 2019-2020, les travailleurs syndiqués avaient nettement plus de chances de conserver leur poste que les autres, le différentiel étant de 12,9 points de pourcentage, tous travailleurs confondus. Qui plus est, cet écart se creuse lorsque l'échantillon est scindé entre hommes et femmes: en 2019-2020, il s'établit à 9,75 points pour les hommes, mais à 17,8 points pour les femmes.

⁵ L'autre explication possible est que les femmes étaient plus représentées dans des secteurs essentiels pendant la pandémie, par exemple ceux de la santé et de l'action sociale. Toutefois, comme le montre le tableau 2, le taux de syndicalisation n'est pas très élevé dans ces secteurs. En conséquence, il est permis de conclure provisoirement que les femmes ont été plus protégées par les syndicats que les hommes pendant cette période.

3.2. Évolution du salaire en fonction de l'affiliation ou non à un syndicat

Dans cette partie, nous examinons si l'affiliation à un syndicat a influé sur l'évolution des salaires pendant la pandémie. Si un syndicat détient un monopole et si le niveau de l'emploi est déterminé par la courbe de demande de travail, la protection de l'emploi passe par des concessions salariales. En revanche, si les partenaires sociaux négocient les salaires et l'emploi, les deux peuvent augmenter simultanément. Dès lors, du moins en théorie, il est difficile de savoir si les salaires vont augmenter ou diminuer lorsque l'emploi progresse parmi les travailleurs syndiqués.

Le tableau 6 présente le taux de croissance du salaire horaire et du salaire mensuel en 2018-2019 et 2019-2020. Notre variable d'intérêt est constituée par la variation du salaire selon qu'un travailleur est ou non syndiqué dans l'hypothèse où il conserve le même poste. En effet, un travailleur syndiqué qui est affecté à un autre poste et reste syndiqué peut très bien voir son salaire diminuer sans pour autant qu'il faille en déduire que le syndicat a accepté une baisse de salaire pour protéger son emploi. C'est pourquoi les estimations présentées dans ce tableau ne prennent en compte que les travailleurs qui ont conservé le même poste de travail.

Premièrement, comme on pouvait s'y attendre, tous travailleurs confondus, le salaire horaire a moins progressé en 2019-2020 qu'en 2018-2019. Toutefois, lorsque seuls les travailleurs syndiqués sont pris en compte, il a augmenté de 1,2 point de pourcentage de plus en 2019-2020 qu'en 2018-2019. Dans cette estimation, le salaire horaire s'obtient en divisant le salaire mensuel par le nombre hebdomadaire d'heures travaillées multiplié par 4,33, ce qui signifie que la progression salariale plus forte qu'ont connue les travailleurs syndiqués peut provenir d'une hausse du salaire mensuel, mais aussi d'une diminution du nombre hebdomadaire d'heures travaillées.

Tableau 6. Taux de croissance du salaire horaire et du salaire mensuel selon l'affiliation ou non à un syndicat (2018-2020)

		2018-2019 (A)	2019-2020 (B)	B-A Points de pourcentage
		%	%	
Salaire horaire	Total	6,197	5,234	-0,963
	Syndiqué	3,743	4,939	1,196
	Non syndiqué	6,512	5,283	-1,229
Salaire mensuel	Total	5,120	3,973	-1,147
	Syndiqué	4,655	3,826	-0,829
	Non syndiqué	5,168	4,008	-1,160

Notes: Le salaire horaire est calculé au moyen de la formule suivante: salaire mensuel/(nombre hebdomadaire d'heures travaillées x 4,33). Les observations pour lesquelles le taux de croissance est supérieur à 100 pour cent sont exclues.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

En 2018-2020, environ 72 pour cent des salariés interrogés dans le cadre de la KLIPS étaient des salariés réguliers, et la plupart de ceux qui travaillaient dans une entreprise où existait un syndicat étaient couverts par des conventions salariales fixant les salaires sur une base mensuelle plutôt que sur une base horaire. Il est donc difficile de déterminer si le salaire horaire qui apparaît dans le tableau 6 résulte ou non de négociations entre les partenaires sociaux. Pour surmonter cet écueil, nous faisons également figurer la croissance du salaire mensuel dans le tableau 6. On observe que, tant pour les salariés syndiqués que pour les salariés non syndiqués, le salaire mensuel a moins progressé en 2019-2020 qu'en 2018-2019, ce qui laisse penser que les syndicats se sont abstenus de faire progresser les salaires pendant la pandémie. Toutefois, la hausse des salaires ayant moins ralenti pour la main-d'œuvre syndiquée, ce résultat ne permet pas à lui seul de conclure que les syndicats ont renoncé à défendre les salaires pour que leurs membres conservent leur poste.

Pour analyser l'impact de l'action syndicale sur le taux de croissance des salaires mensuels, nous estimons l'équation suivante:

$$d\ln\text{salaire}_{it} = \alpha U_{it-1} + \beta U_{it-1} y_{2020} + \gamma y_{2020} + X_{it-1} \Gamma + v_i + \eta_{it} \quad (3)$$

Dans cette équation, $d\ln\text{salaire}_{it}$ correspond à la différence de log (salaire horaire) ou de log (salaire mensuel) entre 2018-2019 et 2019-2020, et les autres variables de contrôle sont les mêmes que dans l'équation (2). D'après les tests de Hausmann, un modèle à effets fixes est plus adapté qu'un modèle à effets aléatoires. Nous présentons dans le tableau 7 les résultats obtenus avec le modèle à effets fixes⁶.

À noter que, lorsque l'on utilise le modèle à effets fixes, les variables dont la valeur ne change pas dans le temps sont omises et n'apparaissent donc pas dans le tableau. S'agissant du salaire horaire, la valeur obtenue pour la variable représentant l'année 2020 s'établit à $-0,014$ et est significative au seuil de 5 pour cent lorsque tous les travailleurs sont pris en compte; elle s'établit à $-0,02$ et est significative au seuil de 5 pour cent lorsque l'échantillon ne contient que les femmes. Autrement dit, en 2019-2020, la croissance des salaires a accusé un ralentissement d'environ 1,4 pour cent comparativement à 2018-2019 pour l'ensemble des travailleurs et un ralentissement légèrement plus prononcé (2 pour cent) pour les femmes. Le coefficient du terme d'interaction entre la variable fictive indiquant l'affiliation à un syndicat et celle correspondant à l'année 2020 s'établit à $0,028$ pour l'ensemble des travailleurs et il est statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent, ce qui est cohérent par rapport aux résultats présentés dans le tableau 6. On peut donc en déduire que, pendant la pandémie de COVID-19, le salaire horaire des travailleurs syndiqués a davantage progressé que celui de leurs collègues non syndiqués. Toutefois, lorsque l'on distingue les hommes et les femmes, la significativité statistique du terme d'interaction disparaît.

⁶ Les résultats obtenus avec le modèle à effets aléatoires ne sont pas qualitativement différents de ceux issus du modèle à effets fixes. Ils peuvent être communiqués sur demande.

Tableau 7. Résultats de l'estimation logit à effets fixes pour le taux de croissance des salaires (2018-2020)

Variables	Salaire horaire			Salaire mensuel		
	Tous les travailleurs	Hommes	Femmes	Tous les travailleurs	Hommes	Femmes
Syndicat	-0,021 (0,020)	-0,034 (0,026)	0,003 (0,031)	-0,007 (0,017)	-0,018 (0,021)	0,018 (0,029)
Année 2020	-0,014** (0,005)	-0,010 (0,007)	-0,020** (0,008)	-0,016** (0,005)	-0,012** (0,006)	-0,021** (0,008)
Syndicat.année 2020	0,028* (0,014)	0,021 (0,017)	0,042 (0,026)	-0,002 (0,013)	-0,008 (0,015)	0,004 (0,023)
30-44 ans	-0,006 (0,043)	-0,008 (0,051)	-0,007 (0,077)	-0,007 (0,037)	-0,007 (0,045)	-0,008 (0,063)
45-54 ans	-0,004 (0,049)	-0,007 (0,060)	0,002 (0,081)	0,008 (0,043)	0,013 (0,053)	-0,005 (0,071)
55 ans et plus	0,026 (0,058)	0,005 (0,078)	0,047 (0,092)	0,056 (0,054)	0,071 (0,075)	0,034 (0,083)
Enseignement secondaire	-0,094 (0,094)	0,000 (0,000)	-0,114 (0,125)	-0,070 (0,149)	-0,171 (0,174)	0,170** (0,087)
Études supérieures non universitaires (2-3 ans)	-0,019 (0,093)	0,002 (0,007)	-0,033 (0,125)	-0,079 (0,072)	0,004 (0,006)	-0,043 (0,086)
Études universitaires (4 ans)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Marié	0,004 (0,047)	0,020 (0,064)	-0,041 (0,052)	0,071* (0,036)	0,063 (0,050)	0,087** (0,042)
Autre situation matrimoniale	0,150 (0,120)	0,031 (0,133)	0,160 (0,150)	0,081 (0,068)	0,178 (0,115)	0,044 (0,083)
Régulier	-0,006 (0,067)	0,094 (0,112)	-0,092 (0,063)	-0,121** (0,055)	-0,100 (0,097)	-0,148** (0,054)
Constante	0,102 (0,215)	-0,226 (0,187)	-0,156 (0,161)	-0,336 (0,374)	0,056 (0,194)	-0,765** (0,230)
Secteur d'activité	var. incluses	var. incluses	var. incluses	var. incluses	var. incluses	var. incluses
Profession	var. incluses	var. incluses	var. incluses	var. incluses	var. incluses	var. incluses
Observations	11 649	6 844	4 805	14 219	8 366	5 853
R ²	0,008	0,007	0,015	0,008	0,009	0,016
Nombre de groupes	7 194	4 132	3 062	8 447	4 840	3 607

* Statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent. ** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Note: Le salaire horaire est calculé au moyen de la formule suivante: salaire mensuel/(nombre hebdomadaire d'heures travaillées x 4,33). Les observations pour lesquelles le taux de croissance est supérieur à 100 pour cent sont exclues. Treize variables fictives relatives au secteur d'activité et six variables fictives relatives à la profession sont incluses dans les estimations.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

Bien que les estimations obtenues pour le salaire mensuel soient similaires à celles calculées pour le salaire horaire, il existe certaines différences importantes. La principale concerne le coefficient du terme d'interaction entre l'affiliation à un syndicat et l'année 2020: dans le cas du salaire horaire, ce coefficient est positif et statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent pour l'ensemble des travailleurs. En revanche, lorsque le salaire retenu est le salaire mensuel, il devient négatif et perd toute significativité statistique. En conclusion, que l'on se fonde sur le salaire horaire ou sur le salaire mensuel, les données ne montrent pas clairement que les syndicats aient sacrifié les salaires pour préserver l'emploi de leurs membres durant la pandémie.

3.3. Évolution du nombre d'heures travaillées en fonction de l'affiliation ou non à un syndicat

Pendant la pandémie de COVID-19, les entreprises ont été confrontées à un recul de la demande de produits, d'où une diminution de leurs besoins en main-d'œuvre à laquelle elles pouvaient réagir en ajustant soit leurs effectifs, soit le temps de travail. Nous avons montré dans les parties précédentes que l'emploi avait relativement peu reculé dans le segment syndiqué du marché du travail et que la variation du salaire qui en découlait n'était pas significative. On peut donc logiquement s'attendre à ce que dans le segment syndiqué les entreprises aient réagi par un ajustement du temps de travail.

Pour examiner l'impact des syndicats sur l'évolution du nombre d'heures travaillées pendant la pandémie de COVID-19, nous estimons l'équation (4) ci-après au moyen d'un modèle à effets fixes:

$$dlnheure_{it} = \alpha U_{it-1} + \beta U_{it-1} Y_{2020} + \gamma Y_{2020} + X_{it-1} \Gamma + v_i + \eta_{it} \quad (4)$$

$dlnheure_{it}$ correspond à la différence de log (nombre hebdomadaire d'heures travaillées) entre 2018-2019 et 2019-2020, et les autres variables de contrôle sont les mêmes que dans l'équation (3). L'objectif étant d'apprécier l'impact des syndicats sur l'évolution de la durée de travail des travailleurs syndiqués, nous ne prenons en compte que les travailleurs qui ont conservé le même poste. Nos résultats sont présentés dans le tableau 8. Bien que les valeurs obtenues pour les variables fictives représentant l'affiliation à un syndicat et l'année 2020 ne soient elles-mêmes pas statistiquement significatives, le coefficient du terme d'interaction entre ces deux variables est négatif (-0,023) et statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent lorsque tous les travailleurs sont pris en compte. Autrement dit, pendant la pandémie, le taux de croissance du nombre d'heures travaillées a davantage ralenti parmi les travailleurs syndiqués que parmi leurs collègues non syndiqués, et l'écart s'est établi à 2,3 points de pourcentage. Par ailleurs, les coefficients du terme d'interaction sont négatifs pour les hommes comme pour les femmes et statistiquement significatifs au seuil de 10 pour cent au moins, et le coefficient obtenu pour les femmes est supérieur à celui calculé pour les hommes en valeur absolue, ce qui signifie que le nombre d'heures de travail a plus diminué pour les femmes syndiquées que pour les hommes syndiqués et

Tableau 8. Résultats de l'estimation logit à effets fixes pour le taux de croissance du nombre d'heures travaillées (2018-2020)

Variables	Tous les travailleurs		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Syndicat	0,002	(0,011)	-0,001	(0,014)	0,014	(0,016)
Année 2020	-0,001	(0,004)	0,001	(0,005)	-0,003	(0,008)
Syndicat.année 2020	-0,023**	(0,008)	-0,021**	(0,010)	-0,030*	(0,015)
30-44 ans	-0,015	(0,016)	-0,016	(0,018)	-0,014	(0,030)
45-54 ans	-0,003	(0,021)	-0,011	(0,025)	0,003	(0,037)
55 ans et plus	0,006	(0,045)	-0,034	(0,034)	0,039	(0,080)
Enseignement secondaire	0,287**	(0,031)	0,000	(0,000)	0,282**	(0,044)
Études supérieures non universitaires (2-3 ans)	-0,007	(0,031)	-0,001	(0,005)	-0,012	(0,042)
Études universitaires (4 ans)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)	0,000	(0,000)
Marié	0,063	(0,042)	0,039	(0,050)	0,125	(0,081)
Autre situation matrimoniale	-0,065	(0,163)	0,213**	(0,076)	-0,117	(0,224)
Régulier	-0,011	(0,055)	-0,078	(0,072)	-0,019	(0,072)
Constante	-0,237	(0,382)	-0,038	(0,114)	-0,069	(0,507)
Secteur d'activité	13 variables fictives incluses		13 variables fictives incluses		13 variables fictives incluses	
Profession	6 variables fictives incluses		6 variables fictives incluses		6 variables fictives incluses	
Observations	11 849		6 945		4 904	
R ²	0,012		0,008		0,032	
Nombre de groupes	7 276		4 173		3 103	

* Statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent. ** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Note: Treize variables fictives relatives au secteur d'activité et six variables fictives relatives à la profession sont incluses dans les estimations.

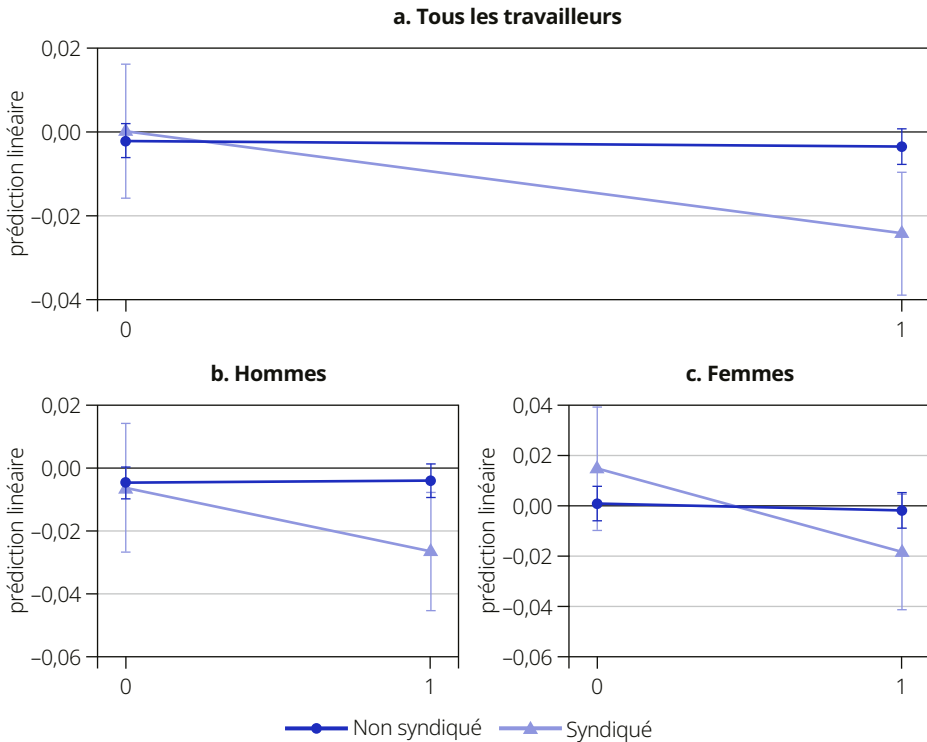
Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

corrobore la conclusion selon laquelle les syndicats protègent plus l'emploi des femmes que celui des hommes.

La figure 2 présente l'estimation du taux de croissance du nombre d'heures travaillées en fonction de l'affiliation ou non à un syndicat et de l'année. Ce taux est calculé d'après la moyenne sur l'échantillon de toutes les covariables, exception faite de l'affiliation à un syndicat et de l'année. Alors qu'en 2018-2019 il est pratiquement identique pour tous les travailleurs, syndiqués ou non, en 2019-2020 le nombre d'heures travaillées ne change pas parmi le personnel non syndiqué, tandis qu'il diminue d'environ 2 pour cent pour le personnel syndiqué, et cet écart est statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent.

Par ailleurs, la différence selon le sexe est frappante: le nombre d'heures travaillées a varié de la même manière entre 2018 et 2020 parmi les hommes, syndiqués ou non, que parmi l'ensemble des travailleurs. En revanche, parmi les femmes, il a davantage augmenté parmi les femmes syndiquées que parmi leurs collègues non syndiquées en 2018-2019, tandis que l'inverse est vrai en 2019-2020. Bien que ces valeurs prédites ne soient pas statistiquement significatives au seuil de 10 pour cent, il est permis d'avancer que les femmes syndiquées ont

Figure 2. Estimation du taux de croissance du nombre d'heures travaillées selon l'affiliation ou non à un syndicat et l'année (2018-2019, 2019-2020)



Notes: Sur l'axe vertical, 0 = 2018-2019; 1 = 2019-2020. Marges prédictives avec un intervalle de confiance de 90 pour cent.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

vu leur nombre d'heures de travail diminuer davantage que les hommes syndiqués pendant la pandémie. En somme, nos résultats démontrent que, face au recul de la demande induit par la pandémie, dans le segment syndiqué l'ajustement de la durée du travail l'a emporté sur l'ajustement de l'emploi, tandis que dans le segment non syndiqué c'est l'emploi qui a été la variable d'ajustement plutôt que la durée du travail. Ils montrent aussi que l'impact des syndicats a été plus fort pour les femmes que pour les hommes.

4. Discussion

4.1. Couverture syndicale

Jusqu'à présent, nous avons défini la notion de segment syndiqué ou non syndiqué sur la base de l'affiliation à un syndicat. Or les syndicats ont une influence au-delà du cercle formé par leurs membres. Selon l'article 35 (force obligatoire générale) de la loi coréenne sur les syndicats et le règlement des relations du travail, lorsqu'une convention collective s'applique à plus de 50 pour cent des

Tableau 9. Tableau à double entrée indiquant la relation entre taux de syndicalisation et couverture syndicale (2018-2020)

		Non couvert par la négociation collective	Couvert par la négociation collective	Total
Non syndiqué	Nb. de personnes	23 979	1 132	25 111
	Pourcent. de la rangée	95,49	4,51	100,00
	Pourcent. de la colonne	100,00	30,73	90,77
Syndiqué	Nb. de personnes	0	2 552	2 552
	Pourcent. de la rangée	0,00	100,00	100,00
	Pourcent. de la colonne	0,00	69,27	9,23
Total	Nb. de personnes	23 979	3 684	27 663
	Pourcent. de la rangée	86,68	13,32	100,00
	Pourcent. de la colonne	100,00	100,00	100,00

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

travailleurs d'une entreprise, elle est réputée s'appliquer également à l'ensemble du personnel non syndiqué de l'entreprise en question. C'est pourquoi beaucoup d'études distinguent le segment syndiqué du segment non syndiqué d'après le taux de couverture syndicale plutôt que le taux de syndicalisation.

Les données de la KLIPS ne permettent pas de savoir si une convention collective s'applique ou non, mais il est possible d'apprécier le taux de couverture syndicale à partir des réponses à la question «Pourquoi n'êtes-vous pas syndiqué?». Trois réponses sont proposées: (1) «Je ne ressentais pas le besoin de me syndiquer parce que ce que font les syndicats ne me satisfait pas/des membres de ma famille ou des amis m'ont déconseillé de me syndiquer/mon employeur m'a convaincu de ne pas me syndiquer»; (2) «Je n'ai pas le droit de me syndiquer» et (3) «Il n'y a pas de syndicat auquel je puisse m'affilier». Ici, nous avons considéré que les salariés étaient couverts par une convention collective dès lors qu'ils étaient syndiqués ou choisissaient la réponse (1) à la question précitée.

Le tableau 9 est un tableau à double entrée qui présente les relations entre l'affiliation à un syndicat et la couverture syndicale (d'après les définitions présentées plus haut) au cours de la période 2018-2020. Le segment syndiqué englobe 9,23 pour cent des travailleurs lorsqu'il est défini sur la base de l'affiliation à un syndicat, et 13,32 pour cent lorsqu'il l'est à partir du taux de couverture. Les travailleurs syndiqués représentent 69 pour cent des salariés visés par une convention collective, tandis que les travailleurs non syndiqués en représentent environ 31 pour cent. Quelque 4,5 pour cent des travailleurs non syndiqués sont visés par une convention collective. En conséquence, la proportion de travailleurs qui, bien que non affiliés à un syndicat, sont couverts par une convention collective est non négligeable.

Nous avons estimé le taux de maintien dans le poste en retenant le critère de la couverture au lieu de celui de l'affiliation à un syndicat à l'aide du modèle logit à effets aléatoires. Les résultats, présentés dans le tableau 10, ne sont pas significativement différents de ceux obtenus en retenant comme critère

Tableau 10. Résultats de l'estimation logit à effets aléatoires pour le taux de maintien dans l'emploi selon la couverture syndicale (2018-2020)

Variables	Tous les travailleurs		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Couverture	2,265**	(0,339)	2,037**	(0,396)	2,765**	(0,669)
Année 2020	0,677**	(0,035)	0,709**	(0,054)	0,649**	(0,046)
Couverture.année 2020	1,851**	(0,392)	1,695**	(0,456)	2,037**	(0,715)
Observations	17381		9782		7573	
Nombre de groupes	9873		5455		4403	

** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Notes: Les coefficients correspondent aux *odds ratios*. Les variables figurant dans le tableau 5 sont également incluses mais ne sont pas indiquées ici.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

Tableau 11. Résultats de l'estimation logit à effets fixes pour le taux de croissance du salaire mensuel selon la couverture syndicale

Variables	Tous les travailleurs		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Couverture	-0,017	(0,015)	-0,024	(0,018)	-0,001	(0,026)
Année 2020	-0,015**	(0,005)	-0,012**	(0,006)	-0,019**	(0,008)
Couverture.année 2020	-0,006	(0,011)	-0,004	(0,013)	-0,015	(0,019)
Observations	14219		8366		5853	
Nombre de groupes	8447		4840		3607	

** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Note: Les variables figurant dans le tableau 7 sont également incluses mais ne sont pas indiquées ici.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

l'affiliation à un syndicat (tableau 5): les travailleurs couverts par une convention collective ont plus de chances de conserver leur poste que les autres, et ce lien entre couverture syndicale et maintien dans le poste est plus fort pour les femmes que pour les hommes. Il y a toutefois une différence par rapport aux résultats obtenus précédemment: le coefficient du terme d'interaction entre les variables fictives représentant la couverture syndicale et l'année 2020 est légèrement inférieur à celui du terme d'interaction entre l'affiliation à un syndicat et l'année 2020 (tableau 5), en particulier pour les femmes. Autrement dit, les travailleurs syndiqués bénéficient d'une plus grande protection de l'emploi que ceux qui sont simplement couverts par une convention collective.

Les estimations de la croissance du salaire mensuel calculées en retenant le critère de la couverture par une convention collective (tableau 11) ne sont pas différentes d'un point de vue qualitatif de celles présentées dans le tableau 7. L'augmentation du salaire mensuel est plus faible en 2019-2020 qu'en 2018-2019, et ce ralentissement est plus marqué parmi les femmes. Par ailleurs, bien que les coefficients du terme d'interaction entre la variable représentant la couverture

Tableau 12. Résultats de l'estimation à effets fixes pour le taux de croissance du nombre d'heures travaillées selon la couverture syndicale

Variables	Tous les travailleurs		Hommes		Femmes	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Couverture	-0,004	(0,010)	0,005	(0,013)	-0,020	(0,013)
Année 2020	-0,001	(0,005)	0,002	(0,005)	-0,004	(0,009)
Syndicat.année 2020	-0,016**	(0,007)	-0,020**	(0,009)	-0,011	(0,013)
Observations	11 849		6 945		4 904	
R ²	0,011		0,008		0,032	
Nombre de groupes	7 276		4 173		3 103	

** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Note: Les variables figurant dans le tableau 8 sont également incluses mais ne sont pas indiquées ici.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

et celle représentant l'année 2020 soient négatifs, ils ne sont pas statistiquement significatifs. En d'autres termes, il n'est pas possible d'affirmer que les syndicats aient freiné la hausse des salaires pendant la pandémie, même lorsque le critère retenu est la couverture.

Enfin, les estimations de la variation du nombre hebdomadaire d'heures travaillées calculées en retenant le critère de la couverture par une convention collective (tableau 12) ne sont pas différentes d'un point de vue qualitatif des résultats présentés dans le tableau 8. En 2019-2020, les travailleurs couverts par une convention collective ont vu diminuer leur nombre d'heures travaillées par rapport à leurs collègues non couverts, même si cet effet n'est pas significatif. Toutefois, la diminution est plus forte parmi les hommes que parmi les femmes, alors que l'inverse est vrai lorsque l'estimation repose sur l'affiliation à un syndicat. Apparemment, durant la pandémie, les femmes syndiquées ont bénéficié d'une protection de l'emploi plus forte que celles simplement couvertes par une convention collective, mais leur durée de travail a diminué davantage.

4.2. La crise financière mondiale

Nous avons étudié le rôle des syndicats dans la protection de l'emploi pendant la pandémie en traitant celle-ci comme un choc économique exogène négatif. Dans cette partie, nous cherchons à savoir si nous obtenons les mêmes résultats en traitant la crise financière mondiale de 2007-2009 comme un choc économique négatif. La crise financière a frappé la République de Corée au cours du dernier trimestre 2008 et ses retombées économiques négatives ont été à leur maximum en 2009. Il est donc possible d'utiliser les données de la KLIPS se rapportant à 2007-2009 pour déterminer dans quelle mesure les syndicats ont permis à leurs membres de conserver leur emploi en 2009.

Le tableau 13 présente les résultats des estimations relatives au maintien dans le poste, à la croissance des salaires mensuels et à l'augmentation du nombre d'heures travaillées entre 2007 et 2009. Il en ressort que les travailleurs syndiqués avaient plus de chances que les autres de conserver leur poste.

Tableau 13. Résultats des estimations pour le taux de maintien dans le poste et le taux de croissance du nombre d'heures travaillées (2007-2009)

Variables	Maintien dans le poste		Salaire		Heures travaillées	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Syndicat	3,083**	(0,554)	0,020	(0,024)	0,031	(0,027)
Année 2009	0,993	(0,068)	-0,047**	(0,009)	-0,024**	(0,011)
Syndicat • année 2009	1,219	(0,308)	0,019	(0,020)	0,01	(0,020)
Observations	7837		6067		4934	
Nombre de groupes	4639		3756		3146	

** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Notes: Les coefficients correspondent aux *odds ratios*. Les variables figurant dans le tableau 5 sont également incluses mais ne sont pas indiquées ici.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2007-2009.

Tableau 14. Taux de croissance et emploi durant la crise financière mondiale et la pandémie de COVID-19

	Crise financière mondiale		Pandémie de COVID-19	
	2008	2009	2019	2020
Taux de croissance (%)	3,0	0,8	2,2	-0,7
Variation du taux de croissance (%)		-2,2		-2,9
Emploi (1 000)	23775	23688	27123	26904
Variation de l'emploi (%)		-0,37		-0,81

Source: Service coréen d'information statistique (KOSIS).

Il n'existe en revanche pas de différence significative entre ces deux groupes en ce qui concerne la croissance des salaires et l'évolution du nombre d'heures travaillées. Par ailleurs, les coefficients associés au terme d'interaction entre les variables fictives correspondant à l'affiliation à un syndicat et à l'année 2009 ne sont pas significatifs statistiquement, ce qui implique qu'en République de Corée les syndicats n'ont pas contribué de façon importante à protéger l'emploi de leurs membres pendant la crise financière mondiale.

Au moins deux raisons peuvent être avancées pour l'expliquer. Premièrement, en République de Corée, la crise financière mondiale a été moins préjudiciable à l'économie et au marché du travail que la pandémie de COVID-19. Comme le montre le tableau 14, le produit intérieur brut (PIB) et l'emploi ont beaucoup moins reculé pendant la crise financière mondiale, raison pour laquelle l'action des syndicats en matière de protection de l'emploi a peut-être été moins évidente.

Deuxièmement, la crise financière mondiale n'a pas eu le même type d'impact économique que la pandémie: en République de Corée, elle a principalement touché le secteur manufacturier, quand la pandémie a surtout frappé les services, en particulier les secteurs de l'alimentation, du commerce de détail, du voyage et de l'hôtellerie. Le taux de syndicalisation étant plus faible dans les

services que dans le secteur manufacturier, la pandémie a vraisemblablement été plus lourde de conséquences sur le bien-être des travailleurs non syndiqués que la crise financière mondiale, ce qui met en lumière le rôle des syndicats dans la protection de l'emploi de leurs adhérents.

4.3. Aides publiques versées pendant la pandémie de COVID-19

Pendant la pandémie de COVID-19, beaucoup de pays ont adopté diverses mesures pour aider leur population à conserver un revenu et un emploi. La République de Corée a versé des aides d'urgence à deux reprises, une première fois à l'ensemble des citoyens et la seconde aux personnes disposant de faibles ressources. Les autorités locales ont également mis en place divers programmes d'aide financière en faveur de leurs administrés.

Par ailleurs, de nombreuses subventions ont été versées aux entreprises qui tentaient de maintenir leurs salariés en poste. À titre d'exemple, le gouvernement a financé 75 pour cent des dépenses d'indemnisation au titre du chômage partiel pour les petites et moyennes entreprises et 66 pour cent pour les grandes entreprises. De plus, certains secteurs d'activité, comme ceux du voyage, du tourisme, des transports et du divertissement ont été désignés comme devant recevoir un soutien spécifique sur le plan de l'emploi et ont bénéficié d'aides financières plus généreuses.

L'impact des subventions publiques versées pour amortir le choc de la pandémie pourrait expliquer une partie des constatations relatives au maintien dans le poste, au salaire et au temps de travail durant cette période. La vague 2020 de la KLIPS comportait un module sur l'impact de la pandémie permettant de savoir si une personne a ou non bénéficié d'une aide publique d'urgence ou d'une indemnité de chômage partiel. Toutefois, d'après les fréquences simples, 94 pour cent des répondants ont bénéficié d'une aide d'urgence, tandis que moins de 1 pour cent ont perçu une indemnité de chômage partiel. Ces chiffres pourraient s'expliquer par le fait que cette indemnité a été essentiellement versée au second semestre 2020, alors qu'environ 50 pour cent des répondants ont été interrogés avant juillet 2020. Dès lors, se fonder sur les informations recueillies dans le cadre de la vague 2020 de la KLIPS pour évaluer l'effet de l'indemnité de chômage partiel risque d'entraîner une forte sous-estimation de cet impact.

Pour contourner ce problème, il est possible de tenir compte de la taille de l'entreprise dans la régression, puisque l'indemnité de chômage partiel n'était pas accordée selon les mêmes modalités en fonction de cette taille et du secteur d'activité⁷. Comme la régression précédente incluait déjà des variables fictives désignant le secteur, il suffit d'inclure la variable relative à la taille de l'entreprise. Les résultats obtenus concernant le maintien dans le poste, la croissance

⁷ En 2018, le gouvernement coréen a introduit une règle qui limite la durée du travail à cinquante-deux heures par semaine. Cette réglementation s'est d'abord appliquée aux entreprises de plus de 300 salariés, avant d'être étendue à compter de 2020 à celles employant entre 5 et 299 salariés. En introduisant dans la régression une variable fictive représentant la taille de l'entreprise, nous espérons prendre en compte l'effet de cette réglementation sur l'emploi, les salaires et le temps de travail.

Tableau 15. Estimations pour le taux de maintien dans le poste et le taux de croissance du salaire et du nombre d'heures travaillées avec prise en compte de la taille de l'entreprise (2018-2020)

Variables	Maintien dans le poste		Salaire		Heures travaillées	
	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type	Coefficient	Erreur type
Syndicat	1,651**	(0,299)	-0,025	(0,020)	-0,010	(0,014)
Année 2020	0,657**	(0,047)	-0,015**	(0,007)	-0,001	(0,006)
Syndicat.année 2020	2,097**	(0,527)	-0,004	(0,015)	-0,019*	(0,010)
Observations	10314		8531		6927	
Nombre de groupes	6510		5501		4631	

* Statistiquement significatif au seuil de 10 pour cent. ** Statistiquement significatif au seuil de 5 pour cent.

Note: Les coefficients correspondent aux *odds ratios*. Les variables figurant dans le tableau 5 et 11 variables fictives relatives à la taille de l'entreprise sont également incluses mais ne sont pas indiquées ici.

Source: Calculs réalisés par l'auteur à partir de données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020.

des salaires et du nombre d'heures travaillées en incluant dans les modèles 11 variables relatives à la taille de l'entreprise sont présentés dans le tableau 15.

Ces résultats ne sont pas différents qualitativement de ceux obtenus sans tenir compte de la taille de l'entreprise, même si le nombre d'observations est beaucoup plus faible en raison des informations manquantes concernant cette variable. D'après cette régression, les travailleurs syndiqués avaient une probabilité 2,1 fois plus élevée de conserver leur poste que leurs collègues non syndiqués en 2020 et ont vu leur nombre d'heures travaillées augmenter davantage (l'écart s'établit à 2 points de pourcentage).

5. Conclusion

Durant la pandémie de COVID-19, beaucoup de pays ont versé des aides massives pour que les salariés conservent leur emploi et pour que les travailleurs indépendants échappent à la faillite. La République de Corée a mis en place des subventions pour protéger les salaires et les emplois dans les entreprises confrontées à des difficultés financières. Par ailleurs, l'État a versé des subventions d'urgence aux petites entreprises et aux travailleurs indépendants pour compenser les pertes subies en raison de la pandémie. Toutefois, tout système interne susceptible d'aider les entreprises à préserver l'emploi sans ce soutien financier constitue un bon moyen institutionnel de réduire les coûts sociaux, dont les pertes de capital humain et de bien-être dues aux licenciements. Dans cette étude, nous avons cherché à savoir si les syndicats avaient joué ce rôle positif pendant la pandémie.

Comme le pouvoir de négociation des syndicats est susceptible d'avoir une incidence sur la productivité et les bénéfices des entreprises, l'impact de leur action peut être difficile à apprécier quand les entreprises sont en difficulté financière. Toutefois, parce que la pandémie a constitué un choc économique exogène du point de vue des entreprises comme de celui des syndicats et les a obligés à tenir des négociations sur l'emploi, sur les salaires et la durée du travail, elle

peut être utilisée comme une expérimentation naturelle pour apprécier le rôle des syndicats face à une crise économique.

Pour étudier l'impact de l'action syndicale sur le taux de maintien dans le poste, les salaires et le nombre d'heures travaillées, nous avons fait appel à des données de la KLIPS se rapportant à la période 2018-2020. Ces données longitudinales permettent de savoir si un salarié occupait le même poste après qu'avant la pandémie et d'observer l'évolution de son salaire et de son temps de travail.

L'estimation du modèle logit à effets aléatoires tenant compte de l'hétérogénéité individuelle non observée montre que les travailleurs syndiqués avaient une probabilité de conserver leur emploi 1,9 fois plus élevée que leurs collègues non syndiqués. Par ailleurs, l'impact de l'action des syndicats sur le maintien dans le poste est plus fort pour les femmes syndiquées que pour les hommes syndiqués, ce qui laisse penser que les femmes ont été davantage protégées que les hommes durant la pandémie.

Ensuite, l'estimation d'un modèle à effets fixes dans lequel la croissance des salaires est une variable dépendante ne révèle pas de différence significative en ce qui concerne la progression des salaires en 2019-2020 entre travailleurs syndiqués et non syndiqués. Les syndicats n'ont donc apparemment pas sacrifié les salaires au profit de la préservation de l'emploi de leurs adhérents. En revanche, les estimations obtenues au moyen d'un modèle à effets fixes dans lequel la croissance du nombre d'heures travaillées est une variable dépendante montrent qu'en 2019-2020 le temps de travail a davantage diminué parmi les travailleurs syndiqués (l'écart s'établit à 1,6 pour cent). On peut en déduire que les syndicats ont réduit la durée du travail pour protéger l'emploi. De plus, cette diminution a été plus marquée parmi les femmes syndiquées que parmi les hommes syndiqués, ce qui corrobore l'idée que les femmes ont été davantage protégées par les syndicats que les hommes.

Enfin, nous avons élargi notre étude en nous fondant sur la couverture syndicale plutôt que sur le taux de syndicalisation, en faisant une comparaison entre la pandémie et la crise financière mondiale et en prenant en compte la taille de l'entreprise. Dans ces autres spécifications, l'effet de l'action syndicale n'a pas tout à fait la même amplitude, mais les résultats sont qualitativement les mêmes. Ces constatations ne concernent bien sûr que la République de Corée. Il serait donc intéressant d'examiner l'influence que les syndicats ont exercée sur les conditions de travail face à la pandémie dans d'autres pays.

Références

- Adams-Prassl, Abi, Teodora Boneva, Marta Golin et Christopher Rauh. 2020. «Inequality in the Impact of the Coronavirus Shock: Evidence from Real Time Surveys», *Journal of Public Economics*, 189 (septembre), article n° 104245. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2020.104245>.
- Apouey, Bénédicte, Alexandra Roulet, Isabelle Solal et Mark Stabile. 2020. «Gig Workers during the COVID-19 Crisis in France: Financial Precarity and Mental Well-Being», *Journal of Urban Health*, 97 (6): 776-795.
- Béland, Louis-Philippe, Abel Brodeur et Taylor Wright. 2020. «The Short-Term Economic Consequences of COVID-19: Exposure to Disease, Remote Work and Government Response», IZA Discussion Paper No. 13159. Bonn: Institute of Labor Economics.

- Caselli, Francesca, Francesco Grigoli, Damiano Sandri et Antonio Spilimbergo. 2020. «Mobility under the COVID-19 Pandemic: Asymmetric Effects across Gender and Age», IMF Working Paper No. 2020/282. Washington: Fonds monétaire international.
- Chamberlain, Gary. 1980. «Analysis of Covariance with Qualitative Data», *Review of Economic Studies*, 47 (1): 225-238.
- Clark, Kim B. 1984. «Unionization and Firm Performance: The Impact on Profits, Growth, and Productivity», *American Economic Review*, 74 (5): 893-919.
- Craft, James A., Trudy Labovitz et Suhail Abboushi. 1985. «Concession Bargaining and Unions: Impacts and Implications», *Journal of Labor Research*, 6 (2): 167-180.
- Ebell, Monique, et Albrecht Ritschl. 2008. «Real Origins of the Great Depression: Monopoly Power, Unions and the American Business Cycle in the 1920s», CEP Discussion Paper No. 876. Londres: Centre for Economic Performance, London School of Economics and Political Science.
- Firouzi-Naeim, Peyman, et Golnoush Rahimzadeh. 2020. «The Role of Labor Unions in Response to Pandemics: The Case of COVID-19», CEPAR Working Paper No. 2020/18. Australian Research Council Centre of Excellence in Population Ageing Research.
- Freeman, Richard B., et James L. Medoff. 1984. *What Do Unions Do?* New York: Basic Books.
- Gerard, François, Clément Imbert et Kate Orkin. 2020. «Social Protection Response to the COVID-19 Crisis: Options for Developing Countries», *Oxford Review of Economic Policy*, 36 (S1): S281-S296.
- Ivlevs, Artjoms, et Michail Veliziotis. 2017. «What Do Unions Do in Times of Economic Crisis? Evidence from Central and Eastern Europe», *European Journal of Industrial Relations*, 23 (1): 81-96.
- Koczan, Zsoka. 2020. «Not All in This Together? Early Estimates of the Unequal Labour Market Effects of COVID-19», EBRD Working Paper No. 249. Londres: Banque européenne pour la reconstruction et le développement.
- Lemieux, Thomas, Kevin Milligan, Tammy Schirle et Mikal Skuterud. 2020. «Initial Impacts of the COVID-19 Pandemic on the Canadian Labour Market», *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, 46 (S1): S55-S65.
- McNicholas, Celine, Heidi Shierholz et Margaret Poydock. 2021. «Union Workers Had More Job Security during the Pandemic, but Unionization Remains Historically Low», 22 janvier 2021. Washington: Economic Policy Institute.
- Roche, William K., Paul Teague et Anne Coughlan. 2015. «Employers, Trade Unions and Concession Bargaining in the Irish Recession», *Economic and Industrial Democracy*, 36 (4): 653-676.
- Vo-Thanh, Tan, Thinh-Van Vu, Nguyen Phong Nguyen, Duy Van Nguyen, Mustafeed Zaman et Hsinkuang Chi. 2022. «COVID-19, Frontline Hotel Employees' Perceived Job Insecurity and Emotional Exhaustion: Does Trade Union Support Matter?», *Journal of Sustainable Tourism*, 30 (6): 1159-1176.
- Warren, Ronald S. 1985. «The Effect of Unionization on Labor Productivity: Some Time-Series Evidence», *Journal of Labor Research*, 6 (2): 199-207.